Banque du Canada Bank of Canada

Document de travail 2004-19 / Working Paper 2004-19

Translog ou Cobb-Douglas? Le rôle des durées d'utilisation des facteurs

Eric Heyer, Florian Pelgrin et Arnaud Sylvain

Remerciements

Nous remercions bien sincèrement tous les collègues qui ont contribué à un titre ou un autre à la préparation de cette étude, notamment Anne Potvin pour le traitement de texte et Eddy Cavé pour les conseils en matière de rédaction.

ISSN 1192-5434

Imprimé au Canada sur papier recyclé

Document de travail 2004-19 de la Banque du Canada

Mai 2004

Translog ou Cobb-Douglas?
Le rôle des durées d'utilisation des facteurs

Une analyse économétrique à partir de données d'entreprises industrielles françaises sur la période 1989-2001

Eric Heyer

Observatoire français de la conjoncture économique (OFCE)

Florian Pelgin

Banque du Canada, EUREQua, Université de Paris 1et OFCE
fpelgrin@banqueducanada.ca

Arnaud Sylvain

Banque de France

Cette série a pour but de diffuser rapidement les résultats de recherches réalisés à la Banque du Canada. Elle vise à stimuler la discussion et à obtenir des suggestions. Les opinions exprimées dans cette étude sont celles des auteurs et elles n'engagent pas la Banque du Canada ni les autres institutions auxquelles ils sont attachés.

Table des matières

Résumé/Abstract v

1. Introduction 1

2. Fonction de production et formes flexibles 3

2.1 Caractérisation de la technologie 3
2.2 La fonction Translog 5
2.3 Difficultés liées à l'estimation d'une fonction Translog 5
2.4 Translog et représentation de la technologie 6
2.5 Fonction de production et théorie néoclassique : les conditions de régularité 6

3. Données et méthode d'estimation 8

3.1 Les données utilisées 8
3.2 Méthode d'estimation 9
3.2.1 Le cadre retenu 9
3.2.2 La relation estimée 9
3.2.3 Les estimateurs 10

4. Les résultats 12

4.1 La nécessité d'imposer des conditions de régularité 12
4.2 Évaluation des différentes élasticités 13
4.3 Cobb-Douglas ou Translog? 16
4.4 Fonction de production et durées d'utilisation des facteurs 17

5. Conclusion 19

Bibliographie 20

Annexe 1 : Les paramètres caractéristiques de la combinaison productive : une application aux formes Cobb-Douglas et Translog 23

Annexe 2 : Description des données 24

Annexe 3 : Travail en équipes successives et durée d'utilisation des équipements 27

Annexe 4 : Résultats détaillés des estimations 28

Annexe 5 : L'imposition des conditions de régularité 34

Résumé

À partir de données d'entreprises industrielles françaises sur la période 1989-2001, nous estimons une fonction de production « flexible », de type Translog, tenant compte des volumes et des durées d'utilisation des facteurs. Nous reprenons le cadre élaboré par Blundell et Bond (2000) en supposant l'existence de chocs autocorrélés permettant une représentation dynamique de la combinaison productive et utilisons comme méthode de référence les moments généralisés en système. Nous montrons que la durée d'utilisation du capital est statistiquement significative et que l'on ne peut pas rejeter la représentation dynamique adoptée. Par ailleurs, la durée du travail n'est pas statistiquement significative. Finalement, les données utilisées ne permettent pas de rejeter l'hypothèse d'une fonction de production de type Cobb-Douglas. Ce résultat semble devoir s'expliquer par la prise en compte des durées d'utilisation des facteurs. Lorsque celles-ci sont omises, l'hypothèse d'une fonction de production de type Cobb-Douglas est en effet fortement rejetée au profit d'une spécification Translog.

Mots-clés : Fonction de production, données de panel, méthode des moments généralisés, durée d'utilisation des équipements, durée du travail

Classification JEL : C33, D24, J23
Classification de la Banque : Modèles économiques

Abstract

Using French data on industrial firms over the period 1989-2001, the authors estimate a "flexible" Translog production function that accounts for the volumes and durations of factor utilization. They draw on the framework proposed by Blundell and Bond (2000), assuming that serially correlated shocks allow a dynamic representation of the production function, and they choose the system-generalized method of moments as the reference estimation method. The authors show that duration of capital utilization is statistically significant and that the dynamic common-factor representation cannot be rejected. Furthermore, the duration of work is not statistically significant. Finally, the authors cannot reject the assumption of a Cobb-Douglas technology. Their result can be explained by the fact that durations of factor utilization are explicitly taken into consideration in the production function. Otherwise, the Translog specification is preferred to the Cobb-Douglas production function.

JEL classification: C33, D24, J23
Bank classification: Economic models

104-05233/

1. Introduction

La combinaison productive est habituellement représentée à l'aide d'une fonction de production qui fait intervenir les stocks de capital et de travail. Cette représentation semble cependant incomplète dans la mesure où, comme l'ont souligné différentes études, les degrés d'utilisation des stocks de facteurs influencent le niveau de la production. Ainsi, dès lors que ces degrés ne sont pas constants, il semble souhaitable de les incorporer dans la formalisation de la combinaison productive.

Les études montrant l'importance des degrés d'utilisation des facteurs dans l'analyse économique utilisent cependant des mesures hétérogènes, particulièrement en ce qui concerne le capital. Alors qu'il est généralement admis que les deux principales dimensions des degrés d'utilisation sont l'intensité et la durée d'utilisation (Bosworth et Cette, 1995), la plupart des études abordent le degré d'utilisation du capital par un taux d'utilisation des capacités qui se rapproche de la dimension « intensité ». Si le degré d'utilisation du travail est le plus souvent approximé par la durée du travail, l'influence de la durée d'utilisation du capital reste quant à elle largement méconnue alors même qu'elle a été l'objet d'investigations théoriques (Christiano et coll. 2000; Dupaigne, 2001 et 2002). La rareté des études empiriques concernant l'impact de la durée d'utilisation du capital sur la combinaison productive s'explique largement par l'absence de données disponibles. Or, le rapprochement de deux bases de données de la Banque de France permet de disposer de chiffres sur les stocks et durées d'utilisation des facteurs (durée du travail et durée d'utilisation des équipements) au niveau individuel, permettant l'estimation d'une fonction de production qui incorpore simultanément la durée du travail et la durée d'utilisation des équipements.

Dans une précédente étude (Heyer, Pelgrin et Sylvain, 2003), nous avons montré l'apport significatif de durée d'utilisation des équipements et plus précisément de l'intensité du recours au travail posté dans une spécification Cobb-Douglas (Tableau 1) : toutes choses égales par ailleurs, il serait équivalent d'acquérir un nouvel équipement ou d'en utiliser un deux fois plus longtemps. Cette étude n'a en revanche pas permis de mettre en évidence un impact significatif de la durée du travail, vraisemblablement en raison d'erreurs de mesure sur cette variable.

Tableau 1 : Impact des durées d'utilisation des facteurs dans une fonction Cobb-Douglas

	K et L	K,L, DHT et NOP
β_L	0,466 (0,152)	0,686 (0,122)
β_K	0,422 (0,163)	0,344 (0,108)
β_{DHT}		0,275 (0,231)
β_{NOP}		0,301 (0,145)

Nota : *L* désigne les effectifs; *K*, le capital; *NOP*, l'indicateur d'intensité du recours au travail en équipes; *DHT*, la durée du travail. Les écarts-types sont entre parenthèses. La méthode d'estimation est celle des GMM en système, où les instruments sont les variables retardées en niveau et en différence première.

Source : Heyer et coll. (2003)

Néanmoins, la portée de ces résultats est atténuée par la fonction de production retenue : bien que la fonction Cobb-Douglas soit communément utilisée dans les études empiriques et semble une représentation acceptable de la réalité (Hamermesh, 1993), elle repose sur des hypothèses restrictives, notamment une élasticité de substitution unitaire entre les facteurs.

Or, il est possible de s'affranchir de ces hypothèses et de représenter la combinaison productive en recourant à une fonction de production de type « flexible » permettant d'approximer toutes les technologies possibles. Ainsi, alors que l'estimation d'une fonction Cobb-Douglas ne permet de déterminer que les seules élasticités des facteurs, l'estimation d'une fonction Translog permet de déterminer également les élasticités de substitution entre les facteurs.

L'objectif de cette étude est donc d'estimer une fonction de production Translog en considérant à la fois les volumes et les durées d'utilisation des facteurs. De plus, la spécification Cobb-Douglas étant un cas restreint de la formulation Translog, nous nous proposons de tester la validité empirique de la spécification Cobb-Douglas.

Notre étude permet donc de répondre à deux interrogations : les durées d'utilisation des facteurs sont-elles des arguments significatifs pour une fonction de production Translog? Peut-on réduire une telle fonction à une simple Cobb-Douglas?

Après avoir présenté et défini les paramètres permettant de caractériser une fonction de production, nous nous attachons à calculer ceux-ci dans le cas d'une fonction Translog (Section 1). Les données ainsi que la méthode d'estimation sont ensuite précisées à la Section 2. Enfin, les résultats des estimations sont présentés à la Section 3.

2. Fonction de production et formes flexibles

2.1 Caractérisation de la technologie

Une première interrogation sur la structure de la combinaison productive concerne l'augmentation de la production pouvant être attendue de l'accroissement de l'un des facteurs (Annexe I). L'élasticité d'un facteur ε_i répond à cette interrogation : elle mesure le pourcentage d'augmentation de la production pouvant être attendu (toutes choses égales par ailleurs) de l'accroissement d'un point de pourcentage de ce facteur. L'extension de cette notion à l'ensemble des facteurs correspond aux rendements d'échelle (ε) définis comme la somme des élasticités des facteurs[1]. Les élasticités des facteurs et les rendements d'échelle sont généralement des mesures dépendant des quantités de facteurs et du niveau de la production.

L'évaluation des élasticités de substitution entre facteurs est une autre caractéristique importante de la combinaison productive : l'élasticité de substitution mesure entre autres, à production fixée et sous l'hypothèse de minimisation des coûts, l'impact de la hausse du prix d'un facteur sur la demande des autres facteurs.

Lorsque la fonction de production est à deux facteurs, l'élasticité de substitution (σ) est définie, selon Hicks (1932), comme un indicateur de la modification du partage du revenu découlant d'une modification des prix des facteurs. Cette idée a ensuite été formalisée par Robinson (1933) et Lerner (1933), ce dernier ayant montré qu'elle mesurait la variation du taux marginal de substitution entre les facteurs découlant d'une modification du rapport entre ces facteurs. Dans un cadre à deux facteurs et sous l'hypothèse de minimisation des coûts, l'élasticité de substitution

1. Selon la valeur des rendements d'échelle, trois cas peuvent être distingués : $\varepsilon < 1$, rendements d'échelle décroissants (un accroissement identique de tous les facteurs conduit à un accroissement moins important de la production); $\varepsilon = 1$, rendements d'échelle constants (un accroissement identique de tous les facteurs conduit à un accroissement de même ampleur de la production). $\varepsilon > 1$, rendements d'échelle croissants (un accroissement identique de tous les facteurs conduit à un accroissement plus important de la production). La valeur des rendements d'échelle est une donnée importante puisque des rendements d'échelle croissants poussent à l'accroissement de la « taille » des entreprises (concentration), tandis que des rendements d'échelle décroissants poussent plutôt au développement de petites unités (atomisation). Lorsque les rendements d'échelle sont constants, il n'existe aucune incitation à l'accroissement ou à la diminution de la taille.

mesure également la variation du rapport des facteurs découlant d'une modification du rapport des prix des facteurs.

Lorsque la fonction de production est à plus de deux facteurs, plusieurs élasticités de substitution peuvent être définies, et le calcul de la « vraie » élasticité de substitution est l'objet de nombreux débats (Blackorby et Russel, 1989; Frondel, 2003; Stern, 2003). Or, il semblerait que chacune des élasticités pouvant être calculée répond à un objectif particulier. De plus, il apparaît que l'on ne peut pas définir une élasticité « universelle » comme cela est le cas pour une combinaison productive à deux facteurs.

Parmi les différentes élasticités calculables, l'élasticité de substitution d'Allen (AES) permet de classer les biens en substituts et compléments. Elle fournit une information qualitativement identique à l'élasticité-prix de la demande (à un facteur multiplicatif près, voir Chambers, 1988). Deux biens seront considérés comme substituts (respectivement compléments) si l'augmentation du prix de l'un conduit à une augmentation (respectivement baisse) de la demande de l'autre et si l'élasticité d'Allen est positive (respectivement négative). Tout diagnostic sur le niveau de cette élasticité est en revanche délicat (Hamermesh, 1993), puisque cette élasticité se modifie en fonction des prix des facteurs (Blackorby et Russel, 1989).

Le classement des facteurs de production en substituts et compléments a des implications importantes pour la politique économique, puisqu'il permet d'apprécier l'impact d'une modification du prix d'un facteur sur la demande des autres facteurs. Ainsi par exemple, les politiques d'allègement des charges sur les bas salaires mises en place en France depuis 1993, qui visent à freiner la disparition des emplois non qualifiés, sont motivées par des observations empiriques (un accroissement du ratio capital/effectifs et un accroissement du chômage des non-qualifiés) et par différentes études révélant une forte substituabilité entre le capital et le travail non qualifié (cf. Biscourp et Gianella, 2001, pour une présentation de différentes évaluations).

Il convient cependant de prendre quelques précautions dans l'interprétation des élasticités de substitution d'Allen. Tout d'abord, ce sont des élasticités de long terme (les effets des substitutions entre facteurs suite à un choc de coûts étalent sur plusieurs années), et, par conséquent, on a des effets d'offre qui ne tiennent compte ni des effets de bouclage macroéconomique, ni des modifications de la demande qu'introduisent les substitutions entre facteurs. En outre, en l'absence d'informations sur les coûts des facteurs, ces élasticités ne permettent pas de quantifier précisément les modifications des demandes de facteurs suite à une variation du prix d'un facteur. Le diagnostic qu'elles fournissent est donc essentiellement qualitatif.

2.2 La fonction Translog

Afin de caractériser la combinaison productive sans recourir à des hypothèses structurelles particulières, les spécifications courantes de type Cobb-Douglas ou CES, doivent être abandonnées au profit de formes flexibles qui n'imposent a priori aucune restriction sur la structure de la production. Celles-ci peuvent être considérées comme des approximations de second ordre, deux fois différentiables, de n'importe quelle technologie (Fuss, McFadden, Mundlak, 1978; Chambers, 1988). Le concept de forme flexible linéaire et la mise en évidence de leur propriété d'approximation de second ordre ont été définis par Diewert (1971). Ces spécifications permettent d'approximer le niveau de la production, le gradient, et le hessien de toute fonction en un point, le point d'approximation. Comme ces informations sont les seules à être nécessaires pour définir les caractéristiques de la combinaison productive, une forme flexible possède donc les mêmes caractéristiques que la « vraie » technologie au point d'approximation. La forme flexible la plus couramment utilisée, et que nous retiendrons par la suite, est la fonction Translog définie par Christensen, Jorgenson, Lau (1971). Celle-ci s'écrit :

$$\ln(y) = \beta_0 + \sum_i \beta_i \ln(x^i) + \sum_i \sum_j \beta_{ij} \ln(x^i) \ln(x^j), \qquad (1)$$

avec y, la production et x^i, les facteurs de production.

La flexibilité d'une Translog peut être illustrée en comparant les élasticités dérivées de cette formulation à celles issues d'une Cobb-Douglas : les élasticités des facteurs et les rendements d'échelle sont constants pour une fonction Cobb-Douglas, alors qu'ils dépendent du niveau des facteurs pour une Translog. De même, l'élasticité de substitution d'Allen est unitaire dans un cadre Cobb-Douglas, alors qu'aucune valeur ne lui est imposée dans un cadre Translog (Annexe I).

2.3 Difficultés liées à l'estimation d'une fonction Translog

Si une forme flexible présente l'avantage de pouvoir décrire n'importe qu'elle technologie, elle possède néanmoins certaines limites :

- Elle ne décrit la « vraie » technologie qu'au point d'approximation et à son voisinage, ce qui limite la portée des résultats obtenus.
- Alors que les fonctions Cobb-Douglas et CES satisfont certaines conditions de régularité, ces dernières ne peuvent être satisfaites globalement pour une forme flexible.

2.4 Translog et représentation de la technologie

Au point d'approximation, le niveau de la production, le gradient, et le hessien de la spécification Translog sont identiques à ceux de la « vraie » technologie, ce qui permet de déterminer les paramètres caractéristiques de cette dernière. Malheureusement, ce point n'est pas précisément connu. Il ne correspond pas nécessairement au point « moyen »[2] de l'échantillon, comme Fuss et coll. (1978) l'ont montré. Si, en ce point, les niveaux de la production sont par construction identiques, rien ne garantit que le gradient et le hessien le soient également. Caractériser une fonction Translog par des élasticités calculées au point « moyen » semble donc peu pertinent lorsque celui-ci n'est pas le point d'approximation.

Comme ce point n'est pas connu, la présentation de la distribution des différentes élasticités semble préférable à la simple évaluation d'élasticités calculées au point « moyen ». Une telle démarche est par exemple suivie par Biscourp et coll. (2003) dans le cadre de l'estimation d'une fonction de coût de type Translog. Cette démarche est en outre compatible avec une approche qui ne considérerait pas une forme flexible comme une approximation mais plutôt comme une représentation de la « vraie » technologie (Chambers, 1988).

Quelle que soit l'approche retenue, il convient cependant de s'assurer que la fonction de production remplit certaines conditions de régularité. Deux cas de figure sont envisageables :

- Si la forme flexible est considérée comme une approximation, le point d'approximation doit satisfaire ces conditions de régularité (Section 2.4). Comme ce point n'est pas connu, il est nécessaire qu'une large fraction des observations — voire l'ensemble des observations — les satisfasse pour espérer que le point d'approximation les satisfasse également.
- Si la forme flexible est considérée comme représentant la « vraie » technologie, il est préférable que l'ensemble des observations remplisse les conditions de régularité (Section 2.4).

2.5 Fonction de production et théorie néoclassique : les conditions de régularité

Une fonction de production doit remplir certaines conditions de régularité afin de conduire à des parametres caractéristiques compatibles avec la théorie économique :

2. Parmi les points « moyens » les plus couramment retenus, on trouve la médiane ou la moyenne géométrique des variables (la moyenne arithmétique des logarithmes des variables).

H1 *La positivité des productivités marginales des facteurs* : cette condition permet de garantir que, toutes choses égales par ailleurs, l'accroissement d'un facteur de production s'accompagne d'une augmentation de la production[3].

H2 *Des rendements décroissants* : cette condition signifie que l'accroissement d'un facteur de production conduit à une élévation de la production de plus en plus faible. Elle est nécessaire à la définition des courbes d'offre et de demande de court terme des entreprises.

H3 *La convexité des isoquants* : cette condition signifie que, pour un niveau de production donné, la substitution d'un facteur à un autre s'accompagne d'une diminution de la productivité marginale du facteur qui augmente et d'une hausse de la productivité marginale du facteur qui diminue.

H4 *Des élasticités propres des facteurs négatives* : cela signifie que la demande pour un bien diminue lorsque son prix augmente et que la courbe de demande pour un bien est décroissante[4].

Une fonction Translog ne peut satisfaire ces conditions de régularité globalement sans perdre son caractère flexible[5] (Fuss et coll., 1978). En effet, imposer les conditions de régularité implique des contraintes sur le gradient et le hessien de la fonction de production. Lorsque l'estimation d'une forme flexible conduit à des résultats violant fortement les conditions de régularité, leur imposition locale (pour l'échantillon considéré) est nécessaire. Plusieurs chercheurs ont ainsi élaboré différentes méthodes (Lau, 1978; Gallant et Golub, 1984; Terrel, 1996; Ryan et Wales, 2000) et ont montré que l'imposition de ces conditions conduit à une modification sensible des résultats.

S'il ne semble pas nécessaire d'imposer la satisfaction des conditions de régularité si celles-ci sont spontanément satisfaites par une proportion « suffisamment large » de l'échantillon — aux alentours de 70 % des observations (Tzouvelekas, 2000; Del Valle et coll., 2003) —, il est en revanche inévitable de les imposer lorsqu'elles sont peu ou pas vérifiées : il s'agit alors d'arbitrer entre flexibilité de la fonction et satisfaction des conditions de régularité afin d'obtenir la proportion la plus large possible d'observations satisfaisant ces conditions sans détruire la

3. Il est possible que la fonction de production connaisse une région où les productivités marginales sont décroissantes. Néanmoins, si on suppose que l'objectif d'une entreprise est de maximiser son profit, cette maximisation s'effectuera dans une zone où les productivités marginales sont croissantes.
4. Soit l'« inégalité fondamentale de la minimisation des coûts » (Chambers, 1988)
5. Une fonction Translog satisfait les conditions de régularité si l'ensemble des coefficients est positif. Une telle contrainte détruit cependant la flexibilité de cette fonction puisqu'elle impose que tous les facteurs sont substituables au sens d'Allen.

flexibilité de la fonction de production. Ainsi par exemple, Ryan et Wales (2000) obtiennent la satisfaction des conditions de régularité pour l'ensemble de l'échantillon à partir de contraintes sur une seule observation, ce qui n'affecte pas la flexibilité de la spécification retenue.

Lorsque cela s'avérera nécessaire, on s'efforcera donc d'imposer le respect des conditions de régularité pour la part la plus large des observations, tout en essayant de préserver une certaine flexibilité de la fonction de production.

3. Données et méthode d'estimation

Les estimations sont réalisées sur un échantillon non cylindré comprenant 386 entreprises industrielles présentes sur l'intégralité ou sur une partie de la période 1989-2001, soit 2493 observations.

Nous privilégions la méthode des moments généralisés en système et retenons la spécification dynamique de Blundell et Bond (2000). Compte tenu des contraintes liées à cette méthode — utilisation de variables retardées en niveau et en différence comme instruments —, les estimations reposent sur 949 observations. Par souci de comparaison, nous présentons également les principaux résultats des estimateurs des moindres carrés ordinaires (MCO) et Within — toujours sous l'hypothèse de spécification dynamique.

3.1 Les données utilisées

Les données utilisées sont identiques à celles ayant servi à l'estimation d'une fonction Cobb-Douglas dans Heyer et coll. (2003). Elles proviennent du rapprochement de deux fichiers de données de la Banque de France : la Centrale de Bilans et l'enquête sur la durée d'utilisation des équipements (Annexe II).

- La production (Y) correspond à la valeur ajoutée au coût des facteurs.
- Le stock de capital est un stock de capital brut calculé à partir d'un modèle de déclassement proportionnel. Le taux de déclassement constant à été fixé à 5 %, soit une durée de vie des équipements de vingt ans.
- Les effectifs (L) et la durée du travail (DHT) sont calculés à partir de l'enquête sur la durée d'utilisation des équipements.

- La mesure retenue pour la durée d'utilisation des équipements (*DUE*) correspond au produit de la durée du travail (*DHT*) par un indicateur d'intensité du recours au travail en équipes successives (*NOP*)[6] calculé à partir de l'enquête annuelle sur la durée d'utilisation des équipements :

$$DUE = NOP \times DHT \tag{2}$$

3.2 Méthode d'estimation

3.2.1 Le cadre retenu

L'objectif est d'estimer une fonction de production qui tient compte des volumes (*K* et *L*) et des durées d'utilisation des facteurs (*DUE* et *DHT*). Compte tenu de l'expression de la *DUE* retenue (2), et en reprenant le cadre défini par Blundell et Bond (2000), nous cherchons donc à estimer la relation suivante :

$$\ln(y_{i,t}) = \sum_{j=1}^{j=4} \beta_j \ln(x_{it}^j) + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^{j=4} \sum_{k=1}^{k=4} \beta_{jk} \ln(x_{it}^j) \ln(x_{it}^k) + \mu_t + \delta_s + (\eta_i + v_{i,t} + m_{i,t}), \tag{3}$$

avec $x^1 = L$, les effectifs; $x^2 = K$, le capital; $x^3 = NOP$, l'intensité du recours au travail posté; $x^4 = DHT$, la durée du travail; $\beta_{jk} = \beta_{kj}$; μ_t, l'effet spécifique temporel captant le progrès technique exogène supposé neutre au sens de Hicks, et δ_s, l'effet spécifique sectoriel.

Le terme d'erreur est composé de trois effets : η_i est un effet spécifique individuel; $v_{i,t}$ est un choc autorégressif d'ordre un ($|\rho| < 1$) et $m_{i,t}$ est un terme d'erreurs de mesure :

$$v_{i,t} = \rho \times v_{i,t-1} + e_{i,t}$$

$$e_{i,t}, m_{i,t} \sim MA(0).$$

3.2.2 La relation estimée

Afin de limiter la multicollinéarité provenant des termes croisés, les logarithmes des facteurs de production sont centrés (Aiken et West, 1991). Compte tenu du terme d'erreur retenu, nous estimons donc la relation dynamique suivante :

6. Pour plus de précisions sur le lien entre le travail en équipes successives et la durée d'utilisation des équipements, voir Annexe III.

$$\ln(y_{i,t}) = \rho \ln(y_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{j=4} \tilde{\beta}_j (\tilde{x}_{it}^j - \rho \tilde{x}_{i,t-1}^j) + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^{j=4} \sum_{k=1}^{k=4} \tilde{\beta}_{kj} (\tilde{x}_{it}^j \tilde{x}_{it}^k - \rho \tilde{x}_{i,t-1}^j \tilde{x}_{i,t-1}^k) + (\gamma_t - \rho \gamma_{t-1}) + \delta_s (1-\rho) + (\eta_i (1-\rho) + e_{it} + m_{it} - \rho m_{i,t-1}) \quad (4)$$

avec $\tilde{x}_{it}^j = \ln(x_{it}^j) - \bar{x}^j$

$$\bar{x} = \frac{1}{nobs} \sum_i \sum_t \ln(x_{it}) ; \; nobs = \sum_{i=1}^{i=N} t_i ;$$

N, le nombre total d'entreprises,

t_i, le nombre d'années consécutives de présence de l'entreprise i dans l'échantillon.

3.2.3 Les estimateurs

La relation (4) est estimée en utilisant la méthode des moments généralisés en système (MMGS). Afin de comparer les résultats, nous retenons également les estimateurs MCO et Within. En revanche, comme l'estimateur de la méthode des moments généralisés en différences (MMGD) conduit à des résultats fortement biaisés lorsque les séries sont fortement persistantes (Blundell et Bond, 2000; Heyer et coll., 2003), il a été écarté[7].

En notant $y_i = \begin{bmatrix} \ln(y_{i1}) \\ \vdots \\ \ln(y_{it_i}) \end{bmatrix}$,

7. En particulier, Arellano et Bond (1991), Kiviet (1995), Ziliak (1995) et Blundell et Bond (1998) montrent que l'estimateur MMGD peut être sévèrement biaisé sur la base de simulations de Monte-Carlo lorsque (i) N est fini, T est faible, (ii) le nombre d'instruments est relativement grand par rapport à la dimension individuelle et (iii) les instruments sont faibles au sens de Staiger et Stock (1997). Ces résultats concernent un modèle autorégressif simple, sans variable explicative. Blundell et Bond (2000) mettent en évidence le biais et l'imprécision de l'estimateur MMGD lorsque les variables explicatives sont fortement persistantes, ce qui est le cas dans notre échantillon. Finalement, Mairesse et Hall (1996) et Heyer et coll. (2003) montrent que l'estimateur MMGD n'améliore pas de manière significative les résultats dans le cas d'une Cobb-Douglas. Les résultats de l'estimateur MMGD sont disponibles auprès des auteurs.

X_i, les variables explicatives pour l'entreprise i (y compris l'endogène retardée),

B, les paramètres à estimer,

$$m(X_i, B) = \rho \ln(y_{i,t-1}) + \sum_{i=1}^{i=4} \tilde{\beta}_i(\tilde{x}_{it}^j - \rho\tilde{x}_{i,t-1}^j) + \frac{1}{2}\sum_{j=1}^{j=4}\sum_{k=1}^{k=4} \tilde{\beta}_{kj}(\tilde{x}_{it}^j\tilde{x}_{it}^k - \rho\tilde{x}_{i,t-1}^j\tilde{x}_{i,t-1}^k) + (\gamma_t - \rho\gamma_{t-1}) + \delta_s(1-\rho)$$

Les différents estimateurs minimisent les critères suivants :

- **Méthode des moments généralisés en système (B_2)**

$$\min_{B_2}\left[\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{i=N} Z_i'(y_i - m(X_i, B_2))\right]' W_N^{-1}\left[\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{i=N} Z_i'(y_i - m(X_i, B_2))\right],$$

avec $W_N = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{i=N} Z_i'(y_i - m(X_i, B_2))(Z_i'(y_i - m(X_i, B_2)))'$.

$B1$ est l'estimateur de la première étape et $B2$ l'estimateur en deux étapes.

- **Moindres carrés ordinaires (MCO)**

$$\min_{B_{MCO}}\left[\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{i=N} (y_i - m(X_i, B_{MCO}))\right]'\left[\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{i=N} (y_i - m(X_i, B_{MCO}))\right].$$

- **Within**

$$\min_{B_{Within}}\left[\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{i=N} ((y_i - \bar{y}_i) - m((X_i - \bar{X}_i), B_{Within})\right]'\left[\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{i=N} ((y_i - \bar{y}_i) - m((X_i - \bar{X}_i), B_{Within}))\right]$$

avec $x_i - \bar{x}_i$, l'écart à la moyenne individuelle.

L'estimation d'une fonction de production sur données individuelles pose plusieurs problèmes dès lors que l'on relâche les hypothèses d'hétérogénéité et que l'on s'intéresse aux propriétés à distance finie des estimateurs standard. Comme le soulignent Griliches et Mairesse (1998), l'estimateur des moindres carrés fournit des estimations de paramètres plausibles, en ce qui concerne la part des facteurs dans l'économie, et généralement compatibles avec l'hypothèse de rendements d'échelle constants. Cependant, en présence d'hétérogénéité non observée et de

simultanéité, cet estimateur est moins « performant » en termes de propriétés statistiques[8]. Dans la même perspective, l'estimateur Within conduit à des estimations peu satisfaisantes et biaisées vers le bas, et cela d'autant plus que la dimension temporelle sera faible relativement à la dimension individuelle, ce qui est souvent le cas dans les panels microéconomiques (Anderson et Hsiao, 1981; Nickell, 1981). L'estimateur MMGS, en combinant l'information des équations en différence première (instruments en niveau) et en niveau (instruments en différence première) ainsi qu'en imposant des conditions initiales, devrait conduire à des résultats plus satisfaisants. En particulier, Blundell et Bond (2000) montrent que l'estimateur MMGS améliore le résultat des estimations d'une fonction de production Cobb-Douglas. Heyer et coll. (2003) obtiennent le même résultat.

Une attention spécifique a également été apportée au calcul des écarts-types : pour l'estimateur de la méthode des moments généralisés, les écarts-types des paramètres (deuxième étape) sont corrigés selon la méthode définie par Windmeijer (2000). En ce qui concerne les estimateurs MCO et Within, les écarts-types calculés sont robustes à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation des erreurs (méthode de White).

4. Les résultats

Les instruments retenus sont l'ensemble des variables explicatives, excepté les variables faisant intervenir la durée du travail. Sa faible variabilité conduit en effet à des singularités dans la matrice des instruments. On retient les instruments en niveau sur la période t-3 à t-5, et en différence en t-2, ce qui correspond à l'hypothèse d'endogénéité des régresseurs[9]. Les résultats complets des estimations sont présentés dans l'Annexe IV.

4.1 La nécessité d'imposer des conditions de régularité

L'estimation par la méthode des moments généralisés en système de la relation (4') conduit à une représentation de la combinaison productive qui ne respecte pas les conditions de régularité : 72 % des observations présentent des productivités marginales positives de production, mais

8. Marschak et Andrews (1944) montrent que les variables exogènes ne peuvent être considérées comme indépendantes et que l'hypothèse d'exogénéité n'est plus vérifiée si l'on admet que le choix des facteurs de production résulte d'un programme de maximisation du profit de l'entreprise.
9. Retenir ces instruments ou ceux retenus précédemment (l'endogène, les effectifs, le capital, et le travail posté en niveau de t-3 à t-5 et les taux de croissance en t-2) pour estimer une fonction de production Cobb-Douglas ne modifie pas les résultats des estimations. Les résultats sont disponibles auprès des auteurs.

aucune observation ne présente des productivités marginales décroissantes pour l'ensemble des facteurs, et la fonction de production n'est quasi concave en aucun point.

Une nouvelle estimation est réalisée en imposant des conditions de régularité en différents points (Annexe V). Ces contraintes permettent de satisfaire les conditions de régularité pour plus de 99 % des observations. À partir de cette estimation, il est possible d'obtenir une première caractérisation de la combinaison productive.

4.2 Évaluation des différentes élasticités

Les médianes des élasticités des facteurs sont proches des coefficients obtenus pour une Cobb-Douglas (Tableau 2), excepté pour le travail posté, dont l'élasticité est de 0,19 inférieure à celle du capital (0,3). L'élasticité de la durée du travail reste quant à elle nettement inférieure à celle des effectifs.

Tableau 2 : Distribution des élasticités des facteurs
Translog dynamique à 4 facteurs

	L	K	NOP	DHT
95 %	0,75	0,42	0,28	0,35
75 %	0,67	0,36	0,23	0,30
50 %	0,62	0,30	0,19	0,25
25 %	0,57	0,26	0,14	0,19
5 %	0,50	0,21	0,10	0,13

Nota : Ce tableau présente la répartition des élasticités des facteurs, calculées à partir des résultats d'estimation. Ainsi, 5 % des entreprises ont une élasticité du travail inférieure ou égale à 0,5. *L* désigne les effectifs; *K*, le capital; *NOP*, le travail posté et *DHT*, la durée du travail. Ces distributions reposent sur les observations satisfaisant l'ensemble des conditions de régularité, soit 945 observations (sur 949).

L'examen des élasticités partielles de substitution (AES) révèle que les facteurs de production considérés deux à deux sont tous substituables (Tableau 3) : toutes choses égales par ailleurs, la hausse du prix d'un facteur conduit à une diminution de ce facteur au sein de la combinaison productive et à une augmentation des autres facteurs. Ces résultats confirment que le développement du travail posté peut être une solution alternative à l'investissement. De plus, si on suppose que l'ajustement du travail posté est plus immédiat que celui du capital (Cueva et Heyer, 1997), celui-ci serait un outil de flexibilité permettant de faire face à des modifications inattendues du coût des facteurs.

La substituabilité des facteurs deux à deux doit être relativisée en ce qui concerne le couple (effectifs, durée du travail) pour lequel l'élasticité de substitution peut s'avérer négative, empêchant ainsi toute conclusion globale sur le classement de ces facteurs en substituts ou compléments. En outre ce résultat, comme l'ensemble de ceux relatifs à la durée du travail, doit être considéré avec précaution, eu égard aux incertitudes entourant la mesure de la durée du travail[10].

Par ailleurs, à notre connaissance, seuls Cueva et Heyer (1997) ont estimé directement une élasticité de substitution entre la durée du travail et les effectifs[11] sur données macro-sectorielles françaises. Ils obtiennent une élasticité de substitution calculée au point moyen de 0,18 sans indiquer la distribution de cette élasticité, ce qui rend la comparaison difficile.

S'il est difficile d'obtenir des éléments de comparaison pour l'élasticité de substitution entre la durée du travail et les effectifs, des évaluations de l'élasticité de la durée du travail sont disponibles. Or, la plupart des études présentées par Hamermesh (1993) obtiennent une élasticité de la durée du travail généralement supérieure ou égale à celle des effectifs, soit un résultat en contradiction avec nos estimations. Sur données françaises, Cueva et Heyer (1997) et Gianella et Lagarde (1999) aboutissent au même diagnostic.

Tableau 3 : Distribution des élasticités partielles de substitution (AES)
Translog dynamique à 4 facteurs

	K,L	L,NOP	L,DHT	K,NOP	K,DHT	N,DHT
95 %	3,4	0,8	0,2	3,7	1,6	1,1
75 %	2,8	0,7	0,1	2,6	1,4	1,0
50 %	2,6	0,5	0,0	2,1	1,3	0,9
25 %	2,5	0,2	–0,1	1,9	1,2	0,9
5 %	2,3	–0,7	–0,4	1,6	1,1	0,8

Nota : Ces élasticités sont calculées à partir des résultats d'estimation. Ainsi, 5 % des entreprises ont une élasticité du travail inférieure ou égale à 2,3. *L* désigne les effectifs; *K*, le capital; *NOP*, le travail posté et *DHT*, la durée du travail. Ces distributions reposent sur les observations satisfaisant l'ensemble des conditions de régularité, soit 945 observations (sur 949).

10. Celle-ci pourrait souffrir d'importantes erreurs de mesure liées par exemple à une confusion entre durée effective et contractuelle impliquant la non-prise en compte des heures supplémentaires et du chômage technique. La modification du décompte des horaires, liée à la réduction légale du temps de travail mise en place à partir de 1999 (Dares, 2001), peut aussi être à l'origine d'une mesure faussée de la durée du travail.
11. Hamermesh (1993) ne recense que deux études (König et Pohlmeier, 1988 et 1989) ayant calculé une élasticité de substitution entre les effectifs et la durée du travail.

Les estimateurs alternatifs (MCO et Within) aboutissent à des résultats proches concernant les élasticités des facteurs, ainsi qu'à un diagnostic qualitatif quasi identique pour la séparation des biens en substituts et compléments : on retrouve ainsi des élasticités de substitution négatives pour le couple (effectifs, travail posté) avec l'estimateur Within, et pour le couple (effectifs, durée du travail) avec l'estimateur MCO.

Les incertitudes entourant la mesure de la durée du travail conduisent à s'interroger sur l'impact que celle-ci peut avoir sur les paramètres caractéristiques associés aux autres facteurs puisque ceux-ci dépendent du niveau de la durée du travail. Des estimations ont donc été réalisées pour une fonction de production à trois facteurs. La comparaison des résultats indique que la durée du travail a peu d'impact sur les autres paramètres : les élasticités (Tableau 4) et conclusions qualitatives dérivées de l'examen des élasticités de substitution (Tableau 5) sont identiques. La formulation à trois facteurs semble d'ailleurs préférable puisque le test préalable de représentation dynamique est statistiquement rejeté dans un cadre à quatre facteurs, et validé dans un cadre à trois facteurs (Annexe IV).

Tableau 4 : Impact de la prise en compte de la durée du travail

	Élasticité des facteurs					
	L		K		NOP	
	4 facteurs	3 facteurs	4 facteurs	3 facteurs	4 facteurs	3 facteurs
95 %	0,75	0,74	0,42	0,43	0,28	0,29
75 %	0,67	0,66	0,36	0,37	0,23	0,23
50 %	0,62	0,60	0,30	0,31	0,19	0,20
25 %	0,57	0,55	0,26	0,26	0,14	0,16
5 %	0,50	0,48	0,21	0,21	0,10	0,11

Nota : Ce tableau présente la répartition des élasticités des facteurs calculées à partir des résultats d'estimation. Ainsi, 5 % des entreprises ont une élasticité du travail inférieure ou égale à 0,5.

Tableau 5 : Impact de la prise en compte de la durée du travail

	Élasticité de substitution					
	L		K		NOP	
	4 facteurs	3 facteurs	4 facteurs	3 facteurs	4 facteurs	3 facteurs
95 %	3,4	3,0	0,8	0,6	3,7	2,3
75 %	2,8	2,5	0,7	0,5	2,6	2,0
50 %	2,6	2,2	0,5	0,4	2,1	1,8
25 %	2,5	2,1	0,2	0,2	1,9	1,7
5 %	2,3	2,0	-0,7	-0,3	1,6	1,5

Nota : Ce tableau présente la répartition des élasticités partielles de substitution calculées à partir des résultats d'estimation. Dans le cadre d'une fonction de production à quatre facteurs, 5 % des entreprises présentent une élasticité de substitution entre capital et travail inférieure ou égale à 2,3

L'estimation d'une spécification Translog conduit donc aux résultats suivants :

- L'élasticité des effectifs est supérieure à celle du capital, elle-même proche de celle du travail posté. Pour l'estimateur de référence (MMGS), les valeurs médianes de ces élasticités sont de 0,6, 0,3, et 0,2.
- Le capital et les effectifs sont des substituts, de même que le capital et le travail posté. Le travail posté apparaît donc comme une alternative à l'investissement. Bien que substituts pour une large fraction des observations, les effectifs et le travail posté apparaissent parfois comme des compléments. Une incertitude demeure donc quant au classement de ces deux variables en substitut ou complément.

4.3 Cobb-Douglas ou Translog?

La spécification Cobb-Douglas étant un cas particulier de la formulation Translog, il paraît naturel de s'intéresser à l'apport d'une spécification Translog par rapport à une simple Cobb-Douglas.

Cet apport peut être évalué à partir du test proposé par Bond, Bowsher, Windmeijer (2001) qui consiste à comparer la valeur de la fonction à minimiser pour obtenir l'estimateur MMGS sous l'hypothèse nulle de validité du modèle Cobb-Douglas ($\hat{B}_2^C$) et sous l'hypothèse alternative ($\hat{B}_2$). Parce qu'il fournit de meilleurs résultats pour des échantillons de taille limitée, ce test a été préféré à un test de Wald.

Sous l'hypothèse nulle et pour r contraintes de type $r(B) = 0$, la statistique calculée (D_{RU}) suit un χ^2 à r degrés de liberté :

$$D_{RU} = N(J(\hat{B}_2^C) - J(\hat{B}_2)),$$

$$\text{avec } J(B) = \left[\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{i=N} Z_i'(y_i - m(X_i, B))\right]' W_N^{-1} \left[\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{i=N} Z_i'(y_i - m(X_i, B))\right],$$

$\hat{B}_2$ est l'estimateur MMGS en deux étapes contraint; et $\hat{B}_2$ est l'estimateur MMGS en deux étapes.

Les résultats des tests menés pour des fonctions de production à quatre et trois facteurs aboutissent tous à l'acceptation de l'hypothèse H0 de validité des contraintes (Tableau 6). Dans le cadre de l'échantillon retenu, l'estimation d'une fonction Translog valide les hypothèses sur lesquelles repose la formulation Cobb-Douglas : les facteurs de production peuvent être considérés comme substituables et les élasticités de substitution unitaires.

Tableau 6 : Translog versus Cobb-Douglas

	4 facteurs		3 facteurs	
	Estimation Libre	**Imposition de conditions de régularité**	**Estimation Libre**	**Imposition de conditions de régularité**
Stat	14,4	12,9	6,4	5,1
p-stat	0,16	0,23	0,38	0,53

Nota : Pour une fonction de production à quatre facteurs, sous l'hypothèse H0 où la spécification Translog n'est pas différente d'une forme Cobb-Douglas, Stat suit un χ^2 à 10 degrés de liberté. Pour une fonction de production à trois facteurs, sous l'hypothèse H0, Stat suit un χ^2 à 6 degrés de liberté.

4.4 Fonction de production et durées d'utilisation des facteurs

Le rejet de la spécification Translog au profit d'une forme plus simple de type Cobb-Douglas semble devoir s'expliquer par la prise en compte des durées d'utilisation des facteurs. Lorsque ceux-ci sont omis, l'hypothèse d'une Cobb-Douglas est fortement rejetée au profit de la spécification Translog (Tableau 7).

Tableau 7 : Translog versus Cobb-Douglas
Représentation dynamique de la fonction de production

	2 facteurs	
	Estimation Libre	**Imposition de conditions de régularité**
Stat	17.7	15.9
p-stat	<0.01	<0.01

Nota : Pour une fonction de production à deux facteurs, sous l'hypothèse H0 où la spécification Translog n'est pas différente d'une forme Cobb-Douglas, Stat suit un χ^2 à 3 degrés de liberté.

Ces résultats sont en outre robustes à la spécification retenue puisqu'on les retrouve lorsqu'une représentation statique de la fonction de production est estimée (Tableau 8). La spécification Translog est rejetée lorsque la fonction de production intègre le travail posté; elle est acceptée lorsque la fonction de production incorpore les seuls volumes de facteurs[12].

Tableau 8 : Translog versus Cobb-Douglas
Représentation statique de la fonction de production

	3 facteurs K, L, Nop		2 facteurs K, L	
	Estimation Libre	**Imposition de conditions de régularité**	**Estimation libre**	**Imposition de conditions de régularité**
Stat	12.0	8.5	14.0	13.4
p-stat	0.06	0.20	<0.01	<0.01

Nota : Pour une fonction de production à trois facteurs, sous l'hypothèse H0 où la spécification Translog n'est pas différente d'une forme Cobb-Douglas, Stat suit un χ^2 à 6 degrés de liberté. Pour une fonction à deux facteurs, Stat suit un χ^2 à 3 degrés de liberté.

12. Les résultats d'estimation ne sont pas publiés ici, mais ils sont disponibles auprès des auteurs.

5. Conclusion

Ce travail nous a permis d'étudier le rôle joué par les degrés d'utilisation des facteurs de production dans l'estimation d'une fonction de production pour l'industrie française. Contrairement aux travaux existant sur le sujet, nous intégrons simultanément la durée du travail et la durée d'utilisation du capital. Sans recourir aux hypothèses sur la structure de la fonction de production, nous aboutissons aux conclusions suivantes :

- Le travail posté est un argument significatif de la combinaison productive. La distinction entre stock de capital et durée d'utilisation des équipements permet d'affiner les estimations et la mesure des productivités des différents facteurs. En particulier, l'omission de la durée du capital entraîne une surestimation de la productivité marginale du capital.
- L'élasticité du travail posté n'est pas statistiquement différente de celle du capital.
- Les élasticités entre les facteurs sont unitaires : l'augmentation du prix d'un facteur conduit à sa diminution dans la combinaison productive, et à l'augmentation des quantités des autres facteurs.
- La validation empirique de l'hypothèse de substitution unitaire entre les facteurs semble devoir s'expliquer par la prise en compte des durées d'utilisation des facteurs. Lorsque ceux-ci sont omis, la spécification Cobb-Douglas est rejetée.

Cette étude confirme que la mesure de la durée du travail utilisée est malheureusement peu convaincante. Il convient également de rappeler que, d'un point de vue économétrique, la relative faiblesse de la dimension individuelle, comparativement à la dimension temporelle de notre échantillon, peut être de nature à fragiliser nos résultats.

Bibliographie

Aiken, L. S., et S. G. West (1991). *Multiple Regression: Testing and interpreting interactions*, Newbury Park, Sage Publications.

Biscourp, P., B. Crépon, T. Heckel et N. Riedinger (2002). « How do firms respond to cheaper computers? Microeconometric evidence for France based on a production function approach », Direction des Études et Synthèses Économiques, document de travail n° 5, INSEE.

Biscourp, P., et C. Gianella (2001). « Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry », Direction des Études et Synthèses Économiques, document de travail n° 13, INSEE.

Blackorby, C., et R. Russel (1989). « Will the Real Elasticity of Substitution Please Stand Up? A Comparison of the Allen/Uzawa and Morishima Elasticities », *American Economic Review*, vol. 79, n° 4, p. 882-888.

Blundell, R., et S. Bond (1998). « Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models », *Journal of Econometrics*, vol. 87, p. 115-143.

——— (2000). « GMM Estimation with Persistent Panel Data: An Application to Production Functions », *Econometric Reviews*, vol. 19, n° 3, p. 321-340.

Bond, S., C. Bowsher et F. Windmeijer (2001). « Criterion-Based Inference for GMM in Autoregressive Panel Data Models », *Economics Letters*, vol. 73, n° 3, p. 379-388.

Bosworth, D., et G. Cette (1995). « La mesure de la durée d'utilisation des équimements », *In : Utilisation des équipements et horaires de travail*, sous la direction de D. Anxo, G. Bosch, D. Bosworth, G. Cette, T. Sterner, D. Taddei, *INSEE, Méthodes* n° 49-50-51.

Chambers, R. G. (1988). Applied production analysis: a dual approach, Cambridge University Press.

Christensen, L. R., D. W. Jorgenson et L. J. Lau (1971). « Conjugate Duality and the Transcendental Logarithmic Production Function », *Econometrica*, vol. 39, p. 255-256.

Cueva, S., et E. Heyer (1997). « Fonction de production et degrés d'utilisation du capital et du travail : une analyse économétrique », *Économie et Prévision*, n° 31, p. 93-111.

Dares, (2001). « Résultats de l'enquête trimestrielle sur l'activité et les conditions d'emploi de la main d'œuvre au 2ème trimestre 2001 », Octobre.

Diewert, W.E. (1971). « An Application of the Shephard Duality Theorem: A Generalized Leontief Production Function », *Journal of Political Economy*, n° 79, 103, p. 481-507.

Del Valle, I., I. Astorkiza et K. Astorkiza (2003). « Fishing Effort Validation and Substitution Possibilities among Components: The Case Study of the VIII Division European Anchovy Fishery ». *Applied Economics*, vol. 35, n° 1, p. 63-77

Doornik, J. A., M. Arellano et S. Bond (2002). « Panel Data estimation using DPD for Ox », polycopie.

Dupaigne, M. (2001). « Capital Utilization and Work Schedules: The Welfare Costs of Shiftworking », *Economics Letters*, vol. 73, n° 2, p. 195-200.

——— (2002). « Travail posté et durée d'utilisation des équipements dans les fluctuations économiques ». *Annales d'Economie et de Statistique*, n° 66, p. 235-256.

Frondel, M. (2004). « Empirical assessment of energy-price policies: the case for cross-price elasticities », *Energy Policy*, vol. 32, n° 8.

Fuss, M., D. McFadden et Y. Mundlak (1978). « A Survey of Functional Forms in the Economic Analysis of Production ». *In : Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications*, North-Holland, sous la direction de Melvin Fuss et Daniel McFadden.

Gallant, A. R., et G. H. Golub (1984). « Imposing Curvature Restrictions on Flexible Functional Forms », *Journal of Econometrics* n° 26, n° 3, p. 295-321.

Gianella, C., et P. Lagarde (1999). « Productivity of hours in the aggregate production function », Direction des Études et Synthèses Économiques, *INSEE*, document de travail n° G9918.

Hamermesh, D. (1993). *Labor Demand*, Princeton University Press.

Heyer, E., F. Pelgrin et A. Sylvain (2003). « Durées d'utilisation des facteurs et fonction de production : une estimation par la méthode des moments généralisés en système », Document de travail, Banque du Canada n° 2004-12.

Hicks, J. R. (1932). *The theory of wages*, MacMillan.

Kiviet, J. (1995). « On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models », *Journal of Econometrics*, vol. 68, n° 1, p. 53-78.

König, H., et W. Pohlmeier (1988). « Employment, Labor Utilization and Procyclical Labour Productivity », *Kyklos*, vol. 41, p. 551-572.

——— (1989). « Worksharing and Factor Prices: A Comparison Of three flexible functional forms for Nonlinear Costs Schemes ». *Journal of Institutional and Theoritical Economics*, vol. 145, n° 2, p. 343-357.

Lau, L.J. (1978). « Testing and Imposing Monotonicity, Convexity and Quasi-Convexity Constraints ». *In : Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications*, North-Holland.

Lerner, A. P. (1933). « Notes on Elasticities of Substitution », *The Review of Economic Studies*, vol. 1, n° 1, p. 39-44 et p. 68-71.

Mairesse, J., et B. Hall (1996). « Estimating the Productivity of Research and Development in French and United States Manufacturing Firms ». *In* : *International Productivity Differences, Measurement and Explanations*, sous la direction de B. Van Ark et K. Wagner, Elsevier.

Marshak, J., et W. H. Andrews (1944). « Random Simultaneous Equations and the Theory of Production », *Econometrica*, vol. 12, n^{os} 3 et 4, p. 143-172.

Robinson, J. (1933). *The Economics of Imperfect Competition*, réimprimé en 1950, Macmillan, Londres.

Ryan, D. L., et T.J. Wales (2000). « Imposing local concavity in the translog and generalized Leontief cost functions », *Economics Letters*, n° 67, p. 253-260.

Staiger, D., et J. Stock (1997). « Instrumental Variables Regression with Weak Instruments », *Econometrica*, vol. 65, n° 3, p. 557-586.

Stern, D. (2003). « Elasticites of Substitution and Complementarity », polycopie, Rensselaer Polytechnic Institute.

Sylvain, A. (2003a). « Lois de mortalité et durées de vie des équipements dans l'industrie », *Bulletin de la Banque de France* n° 111, mars.

———. (2003b). « Pertinence empirique des mesures indirectes de la Durée d'Utilisation des Équipements », Banque de France, Observatoire des entreprises.

Terrell, D. (1996). « Incorporating Monotonicity and Concavity Conditions in Flexible Functional Forms », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 11, n° 2, p. 179-194.

Tzouvelekas, V. E. (2000). « Approximation Properties and Estimation of the Translog Production Function », *Agricultural Economics Review*, vol. 1, n° 1, p. 33-47.

Windmeijer, F. (2004). « A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Two-Step GMM Estimators », The Institute for fiscal studies, document de travail 00/19.

Ziliak, J. (1997). « Efficient Estimation with Panel Data when Instruments are Predetermined : An Empirical Comparison of Moment-Condition Estimators », *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 15, n° 4, p. 419-431.

Annexe I

Les paramètres caractéristiques de la combinaison productive : une application aux formes Cobb-Douglas et Translog

1. Les paramètres caractéristiques de la combinaison productive

Élasticité d'un facteur : $\varepsilon_i = f_i \times \frac{x^i}{y} \forall i = 1, \ldots, n$

Rendements d'échelle : $\varepsilon = \sum_i \varepsilon_i$

Élasticités de substitution d'Allen : $AES_{ij} = \frac{\sum_i x^i f_i}{x^i x^j} \times \left| \frac{F_{ij}}{F} \right|$

avec F, le hessien bordé de f et F_{ij}, le cofacteur associé aux cofacteurs i et j.

2. Cobb-Douglas

$$\ln(y) = \beta_0 + \sum_i \beta_i \ln(x^i)$$

Élasticité des facteurs : $\varepsilon_i = \beta_i$ Élasticité de substitution : $AES_{ij} = 1$

3. Translog

$$\ln(y) = \beta_0 + \sum_i \beta_i \ln(x^i) + \sum_i \sum_j \beta_{ij} \ln(x^i) \ln(x^j)$$

Élasticité des facteurs : $\varepsilon_i = f_i \times \frac{x^i}{y}$, $f_i = \frac{\partial f}{\partial x^i} = \frac{y}{x^i} \times \left(\beta_i + \sum_j \beta_{ij} \times \ln(x^j) \right)$

Élasticité de substitution : $AES_{ij} = \frac{\sum_i x^i f_i}{x^i x^j} \times \left| \frac{F_{ij}}{F} \right|$.

$$f_{ij} = \frac{y}{x^i x^j} \left[\beta_{ij} + \left(\beta_i + \sum_k \beta_{ik} \ln(x^k) \right) \left(\beta_j + \sum_k \beta_{jk} \ln(x^k) \right) \right]$$

$$f_{ii} = \frac{y}{(x^i)^2} \left[\beta_{ii} + \left(\beta_i + \sum_k \beta_{ik} \ln(x^k) \right)^2 - \left(\beta_i + \sum_k \beta_{ik} \ln(x^k) \right) \right]$$

Annexe II
Description des données

Données utilisées, construction des variables, et sélection de l'échantillon

AII.1 Les sources de données

La Centrale de Bilans de la Banque de France

La Centrale de Bilans, base de données descriptives et comptables d'entreprises, a été créée par la Banque de France en 1968. Les informations qu'elle contient proviennent d'entreprises adhérentes (adhésion volontaire). Toute entreprise adhérente dépose chaque année auprès de la Banque de France une copie des tableaux composant sa déclaration fiscale, ainsi que des feuillets complémentaires portant le détail de certains postes du bilan et de l'endettement. L'échantillon de la Centrale de Bilans atteint actuellement près de 35 000 entreprises, avec une représentativité satisfaisante dans l'industrie (taux de couverture global de 57 %).

L'enquête annuelle de la Banque de France sur la Durée d'Utilisation des Equipements (DUE)

Créée en 1989, l'enquête annuelle de la Banque de France sur la durée d'utilisation des équipements s'adresse aux établissements de plus de vingt salariés de l'industrie hors énergie (secteurs EB à EF de la nomenclature d'activités et de produits française). Mise en œuvre chaque année au mois de septembre et portant sur un échantillon compris entre 2 000 et 3 000 établissements, elle fournit des informations sur la DUE et d'autres aspects de la combinaison productive. En plus de questions portant spécifiquement sur la DUE, cette enquête interroge également les établissements sur le niveau de leurs effectifs, la durée du travail, le recours et la structure du travail posté, ainsi que les marges de production sans et avec embauche[13].

AII.2 Construction des variables

La valeur ajoutée au coût des facteurs en valeur (VACF_VAL) est calculée à partir de données de la Centrale des Bilans d'après la relation suivante :

$$VACF_VAL = FL + FM + FN - (FS + FT + FU + FV + FW) + FO - FX.$$

13. Les marges de production avec embauches permettent de calculer des taux d'utilisation des capacités au niveau individuel, ce qui permet de disposer d'une approximation de l'autre dimension des degrés d'utilisation. Néanmoins, cette information s'est révélée inutilisable en raison du faible nombre d'entreprises répondant à ces questions. Leur prise en compte aurait conduit à un échantillon trop faible.

avec *Fl*, le chiffre d'affaires net; *Fm*, la production stockée; *Fn*, la production immobilisée; *Fs*, les achats de marchandises; *Ft*, la variation de stock de marchandises; *Fu*, les achats de matières premières et autres approvisionnements; *Fv*, la variation de stocks de matières premières et autres approvisionnements; *Fw*, les autres achats et charges externes; *Fo*, les subventions d'exploitation et *Fx*, les impôts, taxes et versements assimilés.

La valeur ajoutée en volume (*Y*) est ensuite obtenue en déflatant la valeur ajoutée en valeur par un indice de prix sectoriel de la valeur ajoutée (niveau naf36). En raison de l'absence d'information sur l'évolution de l'efficacité des équipements au cours du temps, le stock de capital en volume (*K*) calculé au niveau individuel est un stock brut de capital. En raison des données disponibles, il se rapporte à l'ensemble des immobilisations corporelles (terrains, construction, installations techniques, matériel et outillage industriel, autres immobilisations corporelles).

Le stock de capital est calculé à partir d'un modèle de déclassement proportionnel, qui permet d'exprimer le volume de capital d'une période en fonction du capital de la période précédente et du volume de l'investissement courant :

$$K_t = I_t + (1 - \delta)K_{t-1},$$

avec δ, le taux constant de déclassement des équipements qui correspond à l'inverse de la durée de vie des équipements fixée à 20 ans (Sylvain, 2003a).

Le volume de capital initial est calculé en supposant que l'ensemble du capital initial a été acquis à la date initiale, diminuée de l'âge du capital à cette date. L'âge du capital est déterminé à partir de la part des équipements amortis, en supposant que l'amortissement est linéaire. Les chroniques d'investissements et le stock de capital initial sont déflatés par des indices de prix sectoriels de l'investissement (niveau naf36).

Pour assurer la conformité avec les informations sur la structure du travail posté, nous avons calculé les effectifs totaux (*L*) à partir de l'enquête annuelle sur la durée d'utilisation des équipements. La durée du travail (*DHT*) est aussi directement issue de l'enquête DUE.

L'indicateur d'intensité du recours au travail posté (*NOP*) est calculé à partir des informations sur la structure du travail posté, fournies par l'enquête annuelle sur la durée d'utilisation des équipements. Pour chaque entreprise, cet indicateur est défini tel que :

$$NOP = \frac{\sum_n n \times \alpha_n \times p_{it}^n}{\sum_n \alpha_n \times p_{it}^n}$$

avec n, le nombre d'équipes, p_t^n, la part des effectifs travaillant en n équipes et α_n, les coefficients constants.

Compte tenu des données disponibles dans l'enquête DUE (les effectifs en discontinu, semi-continu et continu), on a supposé que le travail en discontinu correspondait à une organisation en deux équipes, le travail en semi-continu à une organisation en trois équipes, et le travail en continu à une organisation en cinq équipes.

Selon les coefficients α_n retenus, on obtient différentes mesures de l'intensité du recours au travail posté (Tableau A). L'approche harmonique définit l'intensité du recours au travail posté comme la moyenne harmonique du nombre d'équipes. L'approche arithmétique définit l'intensité du recours au travail posté comme la moyenne arithmétique du nombre d'équipes. L'indicateur économétrique, qui est l'indicateur de référence utilisé dans cette étude, retient les coefficients α_n issus d'estimations économétriques sur données individuelles (Sylvain, 2003b).

A. Indicateurs d'intensité du recours au travail posté

	Approche économétrique*	Approche harmonique	Approche arithmétique
α_1	1,00	1,00	1
α_2	0,95	0,50	1
α_3	0,91	0,33	1
α_5	0,86	0,20	1

* Source : Sylvain (2003b)

Annexe III
Travail en équipes successives et durée d'utilisation des équipements

Le travail posté ou travail en équipes successives est une forme de travail par relais dans laquelle plusieurs équipes se succèdent avec un temps de chevauchement nul ou réduit au passage des consignes. On distingue classiquement :

- le travail **discontinu** (de type 2 x 8) qui permet un temps de fonctionnement quotidien allongé, mais conserve un arrêt la nuit et en fin de semaine
- le travail **semi-continu** (3 x 8) qui permet un fonctionnement ininterrompu, sauf en fin de semaine
- le travail en **continu**, organisé sans aucun arrêt dans la semaine, en général avec 4 ou 5 équipes (4x8 ou 5x8).

Toutes choses égales par ailleurs, plus le recours au travail en équipes sera important, plus la durée d'utilisation des équipements sera élevée.

Les mesures de la durée d'utilisation des équipements (*DUE*) reposant sur l'organisation du travail en équipes et sur la durée du travail correspondent au produit d'un indicateur d'intensité du recours au travail posté (*NOP*) par la durée moyenne du travail (*DHT*) :

$$DUE = NOP \times DHT$$

L'intensité du recours au travail posté utilisée pour mesurer la durée d'utilisation des équipements correspond généralement à une moyenne du nombre d'équipes successives.

Annexe IV
Résultats détaillés des estimations

Tableau IV.1 : Spécification Translog dynamique à 4 facteurs
Estimation libre et imposition de conditions de régularité

	Estimation Libre	Imposition de conditions de régularité
ρ	0,701	0,694
	(0,058)	(0,078)
β_L	0,612	0,623
	(0,084)	(0,089)
β_K	0,315	0,307
	(0,054)	(0,053)
β_N	0,139	0,187
	(0,074)	(0,077)
β_D	0,16	0,244
	(0,168)	(0,188)
β_{LL}	0,128	0,062
	(0,083)	(0,092)
β_{KK}	0,073	0,033
	(0,053)	(0,060)
β_{NN}	0,111	0,005
	(0,117)	(0,102)
β_{DD}	-0,132	-0,160
	(1,125)	(1,207)
β_{KL}	-0,218	-0,121
	(0,125)	(0,139)
β_{KN}	-0,113	-0,026
	(0,074)	(0,072)
β_{LN}	0,198	0,083
	(0,106)	(0,100)
β_{LD}	0,488	0,122
	(0,307)	(0,333)
β_{KD}	-0,288	-0,063
	(0,202)	(0,207)
β_{ND}	0,144	-0,036
	(0,531)	(0,594)

Nota : Les écarts-types des paramètres sont indiqués entre parenthèses. Ils tiennent compte de la correction proposée par Windmeijer (2004).

Tableau IV.2 : Spécification Translog dynamique à 4 facteurs
Estimation avec imposition des conditions de régularité

	MMGS	MCO	Within
ρ	0,694	0,897	0,501
	(0,078)	(0,019)	(0,042)
β_L	0,623	0,662	0,657
	(0,089)	(0,057)	(0,070)
β_K	0,307	0,288	0,205
	(0,053)	(0,049)	(0,059)
β_N	0,187	0,157	0,135
	(0,077)	(0,055)	(0,056)
β_D	0,244	0,177	0,285
	(0,188)	(0,119)	(0,150)
β_{LL}	0,062	0,065	0,034
	(0,092)	(0,128)	(0,128)
β_{KK}	0,033	0,033	-0,005
	(0,060)	(0,080)	(0,077)
β_{NN}	0,005	-0,080	-0,021
	(0,102)	(0,134)	(0,151)
β_{DD}	-0,16	-0,043	0,003
	(1,207)	(1,492)	(2,009)
β_{KL}	-0,121	-0,056	0,003
	(0,139)	(0,093)	(0,088)
β_{KN}	-0,026	-0,027	-0,036
	(0,072)	(0,074)	(0,082)
β_{LN}	0,083	0,056	0,064
	(0,100)	(0,203)	(0,217)
β_{LD}	0,122	0,060	0,033
	(0,333)	(0,061)	(0,072)
β_{KD}	-0,063	-0,049	-0,022
	(0,207)	(0,131)	(0,141)
β_{ND}	-0,036	-0,114	-0,014
	(0,594)	(0,323)	(0,351)

Nota : Les écarts-types des paramètres sont indiqués entre parenthèses. Ils tiennent compte de la correction proposée par Windmeijer (2004) pour l'estimateur MMGS. Ils sont robustes à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation des perturbations (méthode de White) pour les estimateurs MCO et Within.

Tableau IV.3 : Élasticités des facteurs
Translog dynamique à 4 facteurs, MCO

	L	K	NOP	DHT
95 %	0,78	0,36	0,24	0,26
75 %	0,72	0,32	0,20	0,21
50 %	0,67	0,29	0,17	0,18
25 %	0,60	0,26	0,13	0,14
5 %	0,53	0,21	0,06	0,08

Nota : *L* désigne les effectifs; *K*, le capital; *NOP*, le travail posté et *DHT*, la durée du travail. Ces distributions reposent sur les observations satisfaisant l'ensemble des conditions de régularité, soit 941 observations (sur 949).

Tableau IV.4 : Élasticités partielles de substitution (AES)
Translog dynamique à 4 facteurs, MCO

	K,L	L,NOP	L,DHT	K,NOP	K,DHT	NOP,DHT
95 %	2,2	0,4	0,4	0,8	2,4	5,9
75 %	2,0	0,3	0,3	0,7	2,0	2,7
50 %	1,9	0,3	0,2	0,6	1,8	2,1
25 %	1,8	0,2	0,1	0,5	1,7	1,9
5 %	1,7	0,0	-0,2	0,0	1,6	1,6

Nota : *L* désigne les effectifs; *K*, le capital; *NOP*, le travail posté et *DHT*, la durée du travail. Ces distributions reposent sur les observations satisfaisant l'ensemble des conditions de régularité, soit 941 observations (sur 949).

Tableau IV.5 : Élasticités des facteurs
Translog dynamique à 4 facteurs, Within

	L	K	N	D
95 %	0,78	0,23	0,20	0,32
75 %	0,71	0,22	0,16	0,30
50 %	0,65	0,21	0,14	0,29
25 %	0,60	0,19	0,11	0,27
5 %	0,54	0,17	0,07	0,25

Nota : *L* désigne les effectifs; *K*, le capital; *NOP*, le travail posté et *DHT*, la durée du travail. Ces distributions reposent sur les observations satisfaisant l'ensemble des conditions de régularité, soit 941 observations (sur 949).

Tableau IV.6 : Elasticités partielles de substitution
Translog dynamique à 4 facteurs, Within

	K,L	L,NOP	L,DHT	K,NOP	K,DHT	NOP,DHT
95 %	1,0	0,5	1,0	2,8	1,2	1,3
75 %	1,0	0,4	1,0	2,1	1,1	1,2
50 %	0,9	0,3	1,0	1,9	1,1	1,2
25 %	0,9	0,2	1,0	1,8	1,1	1,1
5 %	0,9	-0,1	1,0	1,6	1,0	1,1

Nota : *L* désigne les effectifs; *K*, le capital; *NOP*, le travail posté et *DHT*, la durée du travail. Ces distributions reposent sur les observations satisfaisant l'ensemble des conditions de régularité, soit 941 observations (sur 949).

Tableau IV.7 : Spécification Translog dynamique
Fonction de production à 3 facteurs
Estimation libre et imposition de conditions de régularité

	Estimation libre	Imposition de conditions de régularité
ρ	0,698 (0,061)	0,697 (0,075)
β_L	0,601 (0,081)	0,607 (0,092)
β_K	0,326 (0,050)	0,314 (0,053)
β_N	0,132 (0,075)	0,196 (0,076)
β_{LL}	0,117 (0,078)	0,06 (0,085)
β_{KK}	0,074 (0,050)	0,035 (0,056)
β_{NN}	0,116 (0,112)	-0,011 (0,103)
β_{KL}	-0,221 (0,116)	-0,126 (0,125)
β_{KN}	-0,117 (0,077)	-0,024 (0,08)
β_{LN}	0,207 (0,107)	0,08 (0,105)

Nota : Les écarts-types des paramètres sont indiqués entre parenthèses. Ils tiennent compte de la correction proposée par Windmeijer (2004).

Tableau IV.8 : Méthode des moments généralisés en système, Validité de la représentation dynamique Translog à 4 et 3 facteurs

	Estimation libre	Imposition de conditions de régularité
ρ	0,693 (0,071)	0,701 (0,054)
β_L	0,414 (0,181)	0,412 (0,131)
$\beta_{L\text{-}1}$	-0,188 (0,147)	-0,194 (0,147)
β_K	0,209 (0,244)	0,246 (0,173)
$\beta_{K\text{-}1}$	-0,136 (0,232)	-0,17 (0,164)
β_N	0,17 (0,117)	0,152 (0,088)
$\beta_{N\text{-}1}$	-0,091 (0,109)	-0,107 (0,086)
β_D	0,442 (0,36)	
$\beta_{D\text{-}1}$	0,31 (0,402)	
β_{LL}	0,09 (0,122)	0,046 (0,107)
$\beta_{L\text{-}1,\,L\text{-}1}$	-0,03 (0,134)	0,016 (0,103)
β_{KK}	0,056 (0,087)	0,017 (0,097)
$\beta_{K\text{-}1,\,K\text{-}1}$	-0,018 (0,089)	0,012 (0,1)
β_{NN}	0,085 (0,15)	0,061 (0,129)
$\beta_{N\text{-}1,\,N\text{-}1}$	-0,081 (0,174)	-0,083 (0,113)
β_{DD}	-0,523 (2,559)	
$\beta_{D\text{-}1,\,D\text{-}1}$	0,321 (2,195)	

Tableau IV.8 : Méthode des moments généralisés en système, Validité de la représentation dynamique Translog à 4 et 3 facteurs

	Estimation libre	Imposition de conditions de régularité
β_{KL}	-0,2	-0,133
	(0,128)	(0,153)
$\beta_{K-1, L-1}$	0,101	0,042
	(0,134)	(0,155)
β_{KN}	-0,13	-0,094
	(0,085)	(0,078)
$\beta_{L-1, N-1}$	0,15	0,165
	(0,094)	(0,113)
β_{LD}	0,167	0,175
	(0,128)	(0,11)
$\beta_{L-1, D-1}$	-0,132	-0,177
	(0,151)	(0,164)
β_{LD}	0,344	
	(0,593)	
$\beta_{L-1, D-1}$	-0,571	
	(0,467)	
β_{KD}	-0,057	
	(0,456)	
$\beta_{K-1, D-1}$	0,62	
	(0,323)	
β_{ND}	-1,044	
	(0,842)	
$\beta_{N-1, D-1}$	-1,457	
	(0,738)	
m1	0	0
m2	0,521	0,483
Sargan	0,339	0,313
dif-sargan	0,115	0,149
Comfac	0,021	0,428

Nota : Les écarts-types des paramètres sont indiqués entre parenthèses. Ils tiennent compte de la correction proposée par Windmeijer (2004). m1 et m2 sont les statistiques d'autocorrélation des résidus à l'ordre 1 et 2 définies par Arellano et Bond (1991). Sargan est un test de validité des instruments. Dif-sar est un test de validité des instruments en différences. Comfac est un test de validité de la représentation dynamique.

Annexe V
L'imposition des conditions de régularité

Lorsque la fonction Translog estimée ne satisfait pas les conditions de régularité pour un nombre suffisant d'observations, la quasi-concavité de la fonction de production peut être imposée localement afin d'obtenir des estimations plus conformes aux enseignements de la théorie économique. Cette annexe détaille la procédure qui a été employée pour imposer la quasi-concavité de la fonction Translog en différents points de l'échantillon, conduisant ainsi à la satisfaction des conditions de régularité pour la quasi-totalité des observations.

Pour une fonction de production à quatre facteurs, la positivité des productivités marginales ainsi que la quasi-concavité de la fonction de production (conditions sur les signes des mineurs principaux du hessien bordé) ont été imposées aux seize points définis par la combinaison des 15^e et 85^e percentiles des distributions des variables *L, K, NOP, DHT* exprimées en logarithmes et centrées par rapport à leur moyenne dans l'échantillon.

Pour une fonction de production à trois facteurs, la positivité des productivités marginales ainsi que la quasi-concavité de la fonction de production ont été imposées aux huit points définis par la combinaison des 15^e et 85^e percentiles des distributions des variables *L, K, NOP* exprimées en logarithmes et centrées par rapport à leur moyenne dans l'échantillon.

Ces critères ont été appliqués pour chacun des trois estimateurs considérés. Les estimations sous contraintes non linéaires ont été effectuées à l'aide de la procédure *NLPQN* disponible sous SAS/IML. Les tableaux ci-après présentent la satisfaction des conditions de régularité pour chaque observation, avant et après imposition des conditions de régularité.

Tableau V.1 : Satisfaction des conditions de régularité
Estimations libre (L) et avec imposition des conditions de régularité (CR)
Translog dynamique à 4 facteurs

	PM positives		PM décroissantes		Quasi-concavité		Ensemble des CR	
	L	CR	L	CR	L	CR	L	CR
MMGS	693	949	0	946	0	948	0	945
OLS	745	942	0	948	0	947	0	941
Within	795	949	0	949	0	949	0	949

Nota : *PM* désigne les productivités marginales, *CR*, les conditions de régularité et *L*, l'estimation libre. Le nombre d'observations est 949.

Tableau V.2 : Satisfaction des conditions de régularité
Estimations libre (L) et avec imposition des conditions de régularité (CR)
Translog dynamique à 3 facteurs

	PM positives		PM décroissantes		Quasi-concavité		Ensemble des CR	
	L	CR	L	CR	L	CR	L	CR
MMGS	788	949	0	947	0	948	0	946
OLS		949		948		949		948
Within		949		949		949		949

Nota : *PM* designe les productivités marginales. *CR*, les conditions de régularité et *L*, l'estimation libre. Le nombre d'observations est 949.

Documents de travail de la Banque du Canada
Bank of Canada Working Papers

Les documents de travail sont publiés généralement dans la langue utilisée par les auteurs; ils sont cependant précédés d'un résumé bilingue. **Working papers are generally published in the language of the author, with an abstract in both official languages.**

2004

2004-18	When Bad Things Happen to Good Banks: Contagious Bank Runs and Currency Crises	R. H. Solomon
2004-17	International Cross-Listing and the Bonding Hypothesis	M.R. King et D. Segal
2004-16	The Effect of Economic News on Bond Market Liquidity	C. D'Souza et C. Gaa
2004-15	The Bank of Canada's Business Outlook Survey: An Assessment	M. Martin et C. Papile
2004-14	National Saving–Investment Dynamics and International Capital Mobility	F. Pelgrin et S. Schich
2004-13	Contraintes de liquidité et capital humain dans une petite économie ouverte	F. Pelgrin
2004-12	Durées d'utilisation des facteurs et fonction de production : une estimation par la méthode des moments généralisés en système	E. Heyer, F. Pelgrin et A. Sylvain
2004-11	Estimating New Keynesian Phillips Curves Using Exact Methods	L. Khalaf et M. Kichian
2004-10	Public Venture Capital and Entrepreneurship	O. Secrieru et M. Vigneault
2004-9	Estimating Policy-Neutral Interest Rates for Canada Using a Dynamic Stochastic General-Equilibrium Framework	J.-P. Lam et G. Tkacz
2004-8	The Economic Theory of Retail Pricing: A Survey	O. Secrieru
2004-7	The Demand for Money in a Stochastic Environment	J. Atta-Mensah
2004-6	Bank Capital, Agency Costs, and Monetary Policy	C. Meh et K. Moran
2004-5	Structural Change and Forecasting Long-Run Energy Prices	J.-T. Bernard, L. Khalaf, et M. Kichian
2004-4	A Structural Small Open-Economy Model for Canada	S. Murchison, A. Rennison, et Z. Zhu
2004-3	Modélisation << PAC >> du secteur extérieur de l'économie américaine	M.-A. Gosselin et R. Lalonde
2004-2	Exact Tests of Equal Forecast Accuracy with an Application to the Term Structure of Interest Rates	R. Luger

Pour obtenir des exemplaires et une liste complète des documents de travail, prière de s'adresser à :
Copies and a complete list of working papers are available from:

Diffusion des publications, Banque du Canada
234, rue Wellington, Ottawa (Ontario) K1A 0G9
Adresse électronique : publications@banqueducanada.ca
Site Web : http://www.banqueducanada.ca

Publications Distribution, Bank of Canada
234 Wellington Street, Ottawa, Ontario K1A 0G9
E-mail: publications@bankofcanada.ca
Web site: http://www.bankofcanada.ca